

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA (UnB)

LARYSSA ROSA DOS SANTOS

**IMPACTO DA TAXA DE JUROS SELIC NO MERCADO DE CAPITAIS
BRASILEIRO**

Brasília, DF

2014

Laryssa Rosa dos Santos

**IMPACTO DA TAXA DE JUROS SELIC NO MERCADO DE CAPITAIS
BRASILEIRO**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado
ao curso de Ciências Contábeis, da
Universidade de Brasília (UnB), como requisito
para obtenção do título de bacharelado em
Ciências Contábeis.

Orientador: Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros,
Ph.D

Brasília, DF
2014

RESUMO

A política monetária é utilizada para o controle da economia e para a estabilidade dos preços praticados. A taxa de juros é uma das principais ferramentas de controle adotada, e impacta diretamente no custo do capital e nos investimentos. Informações sobre esses impactos são importantes para o estabelecimento do controle das políticas e para a manutenção dos investidores sobre suas carteiras de ações. Para isso esse trabalho busca analisar a relação existente entre a taxa de juros praticada no Brasil e o mercado de capitais brasileiro sob a perspectiva da observação da variação da taxa de juros SELIC e o índice IBOVESPA por meio de modelos econométricos de regressão linear. Foi adotado inicialmente o modelo de Bernanke e Kuttner (2005) e posteriormente foi adicionada ao modelo a variação da taxa SELIC no instante $t-1$. Os modelos ofereceram evidências de que as variações na taxa de juros SELIC impactam negativamente o mercado acionário, tanto para variações contemporâneas quando para variações defasadas.

Palavras-chaves: Política Monetária; Taxa de Juros; SELIC; Mercado Acionário; Retorno Acionário

AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço a Deus pelo dom da vida e pela oportunidade de poder seguir em frente.

Ao Professor Otávio de Medeiros, agradeço pelo respeito, paciência, boa vontade e ensinamentos.

Aos docentes do departamento, pelos ensinamentos adquiridos, pela paciência e pelas trocas de experiências.

Aos meus familiares e amigos, pelo apoio e incentivo, compreensões e confiança.

A todos, muito obrigada!

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	5
2. REFERENCIAL TEÓRICO	7
2.1. Crise de 1999	7
2.2. Regime de Metas Inflacionárias	8
2.3. Política Monetária e Mercado de Capitais	10
<i>2.3.1. Mecanismos de Transmissão de Políticas Monetárias</i>	<i>10</i>
<i>2.3.2. Estudos Empíricos sobre Comportamento do Mercado</i>	<i>12</i>
3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	14
4. ANÁLISE DE DADOS	16
4.1. Estatística Descritiva das Variáveis	16
4.2. Modelo Econométrico 1	16
<i>4.2.1. Estimação do Modelo Econométrico 1</i>	<i>16</i>
<i>4.2.2. Testes de significância do Modelo Econométrico 1</i>	<i>17</i>
4.3. Modelo Econométrico 2	18
<i>4.3.1. Estimação do Modelo Econométrico 2</i>	<i>18</i>
<i>4.3.2. Testes de significância do Modelo Econométrico 2</i>	<i>20</i>
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	21
6. REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO	23
7. APÊNDICE	26

1.INTRODUÇÃO

O Brasil começou o ano de 1999 com desequilíbrios nas contas públicas e com um aumento na dívida, pelo fechamento dos mercados internacionais de crédito, com a crise na Rússia em agosto de 1998. Houve perda de reservas dos agentes econômicos em geral, e ocorreu uma fuga de capitais no que ficou conhecido como “setembro negro”.

Com incertezas sobre a eleição presidencial e a tentativa de defender a moeda frente aos choques externos, o Brasil assinou um acordo com o FMI, e durante a vigência desse contrato, o país adota um novo regime de política econômica, dentre o qual há a adoção do regime de metas inflacionárias.

O regime de metas inflacionárias, instituído pelo Decreto nº 3.088 de junho de 1999, estipula as metas da inflação anual, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). A inflação é controlada pelas políticas monetárias que ficaram a cargo do Banco Central que se utiliza da taxa de juros SELIC para o controle de preço.

Sabe-se que mudanças na condução de políticas monetárias impactam a economia e o mercado de capitais. Bernanke e Kuttner (2005) afirmam que pode afetar o nível de crescimento, o nível de taxas na economia e o nível de preços devido as expectativas futuras da taxa de juros.

Para Mishkin (1995) a transmissão das políticas monetárias, por meio de mecanismos de efeitos na taxa de juros, efeitos na taxa de câmbio, efeitos nos preços dos ativos e nos chamados canais de crédito, pode obter consequências indesejadas e inesperadas. Por isso, é importante o acompanhamento do tempo e dos efeitos provocados.

O mecanismo de transmissão da política monetária de preço dos ativos é o foco deste trabalho. Sobre o qual os agentes investidores estabelecem alterações em suas carteiras de ações para a adaptação aos riscos que estão dispostos a correr.

Em uma política contracionista, sob a ótica do mecanismo de transmissão da política por meio da taxa de juros, um aumento da taxa de juros provoca uma redução na liquidez, um aumento nos juros reais e uma queda nos investimentos, além de provocar uma redução na renda e, consequentemente, uma redução no potencial de consumo.

O trabalho procura responder à seguinte pergunta de pesquisa: Qual é o impacto de variações na taxa de juros básica da economia brasileira no retorno do mercado acionário brasileiro?

Para isso, o objetivo do trabalho consiste em analisar a relação existente entre a taxa de juros praticada no Brasil e o mercado de capitais brasileiro sob a perspectiva da observação da variação da taxa de juros SELIC e o índice IBOVESPA.

Formularam-se as seguintes hipóteses de pesquisa:

H1: Aumentos na taxa de juros básica da economia brasileira provocam queda nos retornos do mercado acionário brasileiro e vice-versa.

H2: O retorno do mercado acionário brasileiro é impactado negativamente por variações contemporâneas e defasadas da taxa de juros básica da economia brasileira.

Foram adotados modelos econométricos de regressão linear, nos quais a variável explicada consiste no retorno do mercado acionário brasileiro, calculado com base no índice IBOVESPA, e as variáveis explicativas consistem na variação da taxa SELIC.

No referencial teórico, há uma breve discussão sobre a crise de 1999 e a adoção do sistema de Plano de Metas Inflacionárias. Bem como sobre os mecanismos de transmissão da política monetária para o mercado de capitais e a especificação de alguns trabalhos que realizaram estudos empíricos sobre seus impactos.

Na metodologia é explicado o desenvolvimento do estudo e a especificação dos modelos econométricos adotados para a análise empírica dos dados. Posteriormente, há a análise dos resultados obtidos e a realização dos testes significância.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Crise de 1999

A crise brasileira de 1999 teve como prenúncio a crise de 1997 na Ásia, a qual indicava que o Brasil precisava alterar a sua política econômica para a correção de desequilíbrios nas contas públicas e do setor externo, com um aumento na dívida pública e na relação de déficit em conta corrente/PIB. Porém, o agravamento veio com o fechamento dos mercados internacionais de crédito, com a crise da Rússia, em agosto de 1998.

O efeito no Brasil, entre agosto e setembro de 1998, foi a perda de reservas dos agentes econômicos em geral, que pela necessidade de recompor as perdas em relação à Rússia, em decorrência do não pagamento da dívida externa, e temendo a inadimplência externa brasileira ou pelo medo da desvalorização, acarretou em fuga de capitais. “[...]Em apenas 50 dias, porém, até o final de setembro – no que veio a ser conhecido como “setembro negro” –, o Brasil perdeu US\$ 30 bilhões de reservas” (AVERBUG e GIAMBIAGI, 2000).

Com incertezas sobre a eleição presidencial, o Brasil ainda lutava para defender a sua moeda frente ao choque externo e o Governo anunciou um acordo de assistência financeira com o FMI. No contexto da vigência desse acordo, a situação mudou completamente e o Governo adotou um novo regime de política econômica que estava assentado sobre quatro pilares segundo Averbug e Giambiagi (2000).

“O regime de política econômica adotado em 1999 assentou-se então sobre quatro pilares:

- a) austeridade fiscal, na forma de metas de resultado primário bastante estritas para o triênio 1999/2001;
- b) aprovação das chamadas “reformas”;
- c) adoção do regime de metas de inflação; e
- d) livre-flutuação cambial.”¹

Em 1999, o Governo continuou a criar medidas para a mudança no cenário econômico do país. Vale ressaltar que, conforme Bernanke e Kuttner (2005), as mudanças que ocorrem na política monetária afetam o mercado acionário, embora ela tenha a tendência de ser diferenciada em diferentes setores da indústria, podendo assim afetar o nível de atividade e a taxa de crescimento da economia, assim como os níveis de preços devido às expectativas futuras da taxa de juros.

¹ Ver Averbug e Giambiagi (2000).

Coutinho e Beluzzo (1998) afirmam, ainda, que “[...] o mercado fica especialmente sensível à possibilidade de uma subida das taxas de juros por parte das autoridades monetárias, temerosas, tanto de uma elevação futura da inflação, quanto de uma desvalorização abrupta do câmbio[...]”.

2.2. Regime de Metas Inflacionárias

A partir de 1999, o Brasil passou a fazer parte de um grupo de cerca de 10 (dez) países, como o Reino Unido, a Suécia e a Nova Zelândia, que adotaram o regime de Metas de Inflação. A opção pelo sistema refletiu a preocupação do Governo com o risco da perda de controle das expectativas inflacionárias, que tendo em vista o histórico que apresentava o país, o retorno à instabilidade vivida no período anterior ao Plano Real não seria suportável.

“[...]A explicitação de metas nos pareceu um bom caminho para comprometer as ações de governo com seus objetivos de médio e longo prazo e, em caso de sucesso, começar a acumular um precioso capital de credibilidade.” (NETO, 2009).

Para Mishkin (1999):

“[...]Uma das principais vantagens das metas de inflação é que elas podem ajudar a centrar o debate político sobre o que um banco central pode fazer no longo prazo - ou seja, controlar a inflação - e não o que ele não pode fazer - aumentar o crescimento econômico e o número de postos de trabalho de forma permanente através da política monetária expansionista. Assim metas de inflação têm a potencial para reduzir as pressões políticas sobre o banco central para fazer política monetária inflacionária e assim, reduzir a probabilidade de inconsistentes políticas.”² (Tradução livre)

O Regime de Metas foi instituído por meio do Decreto nº 3.088 de 21 de junho de 1999, como uma diretriz para o regime de política monetária e destaca entre outros pontos: i) as metas são representadas por variações anuais de índice de preços de ampla divulgação; ii) as metas e os respectivos intervalos de tolerância serão fixados pelo Conselho Monetário Nacional (CMN); iii) é competência do Banco Central o

² “[...]a key advantage of inflation targeting is that it can help focus the political debate on what a central bank can do in the long-run -- that is, control inflation -- rather than what it cannot do -- raise economic growth and the number of jobs permanently through expansionary monetary policy. Thus inflation targeting has the potential to reduce political pressures on the central bank to pursue inflationary monetary policy and thereby reduce the likelihood of time-inconsistent policymaking.” Ver Mishkin (1999) – International Experiences with Different Monetary Policy Regimes.

estabelecimento de políticas para o cumprimento das metas estabelecidas; iv) o índice de preços a ser adotado para os fins previstos neste Decreto será escolhido pelo Conselho Monetário Nacional, mediante proposta do Ministro de Estado da Fazenda; v) a divulgação, pelo Banco Central, do Relatório de Inflação que aborda o desempenho do regime de Metas de Inflação.

O Banco Central define o Regime de Metas de Inflação como:

“O regime de metas para a inflação é um regime monetário no qual o banco central se compromete a atuar de forma a garantir que a inflação efetiva esteja em linha com uma meta pré-estabelecida, anunciada publicamente.” (Regime de Metas para a Inflação no Brasil, 2014).

A Resolução nº 2.615, de 30 de junho de 1999, torna pública que o Conselho Monetário Nacional (CMN) determinou que o índice de preços relacionado às metas de inflação seria o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que deverá ser calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Foram ainda definidas as metas de inflação de 8%, 6% e 4% para os anos de 1999, 2000 e 2001 respectivamente, tendo como faixa de tolerância de menos e mais 2%.

No Brasil o IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo foi escolhido pelo Banco Central para ser monitorado para confrontação com os objetivos do regime de metas de inflação. Esse índice é calculado pelo IBGE, tendo por período base o mês (do primeiro dia do mês até o dia 30 ou 31, dependendo da quantidade de dias que possui o mês), e oferece ao público a variação de preços no comércio, abrangendo por cenário de pesquisa as famílias que ganham de um a quarenta salários mínimos. Seus dados são coletados nas áreas urbanas e metropolitanas do Rio de Janeiro, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife, São Paulo, Belém, Fortaleza, Salvador e Curitiba, além do Distrito Federal e o município de Goiânia.

O índice é calculado para cada região a partir dos preços coletados mensalmente, obtendo-se assim uma estimativa da mudança dos preços por meio de média aritmética. Depois, há uma comparação de dois meses consecutivos para se obter o valor relativo das médias e posteriormente é aplicada a fórmula de Laspeyres.

Por meio da instituição do Decreto, ficou a cargo do Banco Central assegurar o cumprimento da meta estipulada para a inflação, mais especificadamente pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central (COPOM), que escolheu como instrumento da política monetária a taxa de juros SELIC, para o controle dos preços.

A taxa SELIC serve de referência para as taxas de juros na economia brasileira, que norteiam a troca de reservas entre as instituições financeiras e é considerada como o principal indicador da política monetária do governo.

A Meta de Inflação quando explícita tem o poder de reduzir a probabilidade do governo e do banco central de persistir na ideia, de aumento de produção e de geração de emprego, de uma política expansionista. Além de ser também uma ferramenta de maior compreensão pelo público, gerando assim uma maior transparência.

2.3. Política Monetária e Mercado de Capitais

2.3.1. Mecanismos de Transmissão de Políticas Monetárias

Para Mishkin (1995), política monetária é uma ferramenta poderosa, mas por vezes pode produzir consequências inesperadas ou indesejadas. As autoridades monetárias devem monitorar o tempo e o efeito das políticas para obter um entendimento do mecanismo pelo qual a economia é afetada. As transmissões dessas políticas incluem mecanismos de efeitos na taxa de juros, efeitos na taxa de câmbio, efeitos nos preços dos ativos e nos chamados canais de crédito.

Conforme Bernanke e Kuttner (2005), entender a relação entre as políticas monetárias e os preços dos ativos é importante para entender o mecanismo de transmissão das políticas. E de acordo com a sabedoria convencional, as mudanças na forma de condução da política monetária são transmitidas ao mercado de ações por intermédio do efeito riqueza que corresponde a alteração de valor dos portfólios de ações e, por meio do custo do capital. Eles usaram estimativas quantitativas para estabelecer a relação entre as mudanças na política monetária e o mercado acionário, por causa dos observadores que veem o mercado de ações como independente da volatilidade macroeconômica, a qual os responsáveis políticos podem querer responder.

O mecanismo de transmissão da política monetária de preço dos ativos é o foco deste trabalho, sobre o qual os agentes investidores estabelecem alterações em suas carteiras de ações para a adaptação aos riscos que estão dispostos a correr.

Bernanke e Gertler (1999) dizem que a abordagem do sistema de metas de inflação dita aos bancos centrais que devem ajustar a política monetária de forma preventiva e ativamente, a fim de compensar os períodos de alta inflação ou de pressões deflacionárias. Por conta das metas inflacionárias, os bancos centrais ajudam a proporcionar condições

macroeconômicas estáveis e implicam que as taxas de juros tendem a subir durante a inflação e cair durante a deflação. E por conexão, os efeitos das alterações de preço dos ativos na economia são transmitidos para as “balanças de consumo” das famílias, empresas e intermediários financeiros.

Segundo Mendonça (2001)

“A conexão entre a política monetária e o preço das ações pode ser compreendida pelos efeitos provenientes de uma contração monetária. Com o decréscimo na oferta de moeda, os agentes possuem menos numerário, o que leva à redução no dispêndio. Assim, em razão do menor volume de recursos, o mercado de ações também sofre impacto negativo quanto à absorção de haveres. De forma análoga ao caso keynesiano, a contração monetária eleva a taxa de juros, tornando os títulos mais atraentes do que as ações, o que, por consequência, acarreta queda no preço das ações ($PA \downarrow$). Portanto, ocorre uma queda no q ($q \downarrow$) que leva a um menor nível de investimento na economia e consequente diminuição no produto.”

Esse autor destaca que o mecanismo de preço de ativos apresenta pouca relevância no caso da economia brasileira devido a participação dos consumidores no mercado acionário ser desprezível. Sendo relevante em países como os Estados Unidos e Inglaterra.

Para Mishkin (1995), Mendonça (2001) e Noronha (2007) o mecanismo de transmissão através da taxa de juros tem interpretação sobre a ótica keynesiana, cuja política monetária contracionista promove a elevação da taxa de juros de curtíssimo prazo, que pela rigidez dos preços, acarretaria um aumento na taxa de juros reais. Como o retorno real proveniente dos juros torna-se mais atrativo, têm-se uma redução do nível de investimentos, provocando uma redução na demanda por ações e, consequentemente, uma redução em seu preço. Reduz-se a demanda agregada e, como consequência, há a redução do produto.

Ainda sobre o canal de preço de ativos para a transmissão da política econômica, ele pode ser compreendido sobre dois canais: i) pela teoria q de Tobin e ii) pelo efeito da riqueza sobre o consumo.

O primeiro envolve a teoria de investimento de Tobin, na qual Tobin (1969) estabelece que q é o valor de mercado das ações da empresa dividido pelo custo de reposição do capital. Permitindo assim, a comparação entre o capital real e o capital planejado como mecanismo de avaliação de um novo investimento. Sendo q igual a 1 como ponto de equilíbrio, se q for superior a 1, as empresas podem emitir ações a um preço favorável ao custo de adquirir novos bens de investimentos. Do contrário, sendo q inferior a 1, indica que o custo de reposição de capital é maior, e portanto haverá fuga de investimento.

O segundo canal diz respeito ao efeito riqueza sobre o consumo que tem por modelo o ciclo de vida de Modigliani (1971), no qual a renda das pessoas varia ao longo da vida. A renda é decomposta em: i) capital humano, ii) capital real e iii) riqueza financeira, sendo o papel fundamental de consumo estável interpretado pela poupança. O autor indica as ações como componentes importantes da riqueza financeira. Quando o preço das ações cai, a riqueza financeira diminui e há uma redução dos recursos dos consumidores ao longo da vida, e provavelmente uma queda no consumo. Assim, uma política de contração monetária pode acarretar uma diminuição no preço dos ativos.

Como a taxa de juros é considerada como o principal indicador da política monetária, se houver uma alta expectativa de inflação a tendência do Banco Central será a elevação dessa taxa de juros como diz Cardoso (2005) “A política monetária pode falhar se um choque aumentar a expectativa de inflação e o Banco Central elevará taxa de juros real, o que provocaria um aumento da dívida pública.[...]”.

Segundo Nakano (2005) a situação anômala de o Brasil ser o único país no mundo em que o Banco Central determina a taxa de juros que remunera os títulos de dívida pública e servem, na política monetária, como meta operacional é derivada do período de alta inflação. E como no Brasil os títulos públicos são capitalizados pela taxa de juros diária Selic (*overnight*), pode-se concluir que a elevação dessa taxa provoca imediatamente aumento no valor do estoque da dívida.

2.3.2. Estudos Empíricos sobre Comportamento do Mercado

Há um grande interesse em se identificar um padrão de impacto de políticas econômicas no retorno do mercado acionário. As principais variáveis são o desempenho econômico, a taxa de câmbio, o risco-país, a inflação, o desempenho do mercado e a taxa de juros.

Portugal e Ramos (2010) testaram por meio de técnicas econométricas a capacidade de nove variáveis macroeconômicas em relação ao retorno real da Ibovespa. Foi identificada que no período em que o Brasil convivia com a alta inflação, os agentes tinham a tendência de aumentar o retorno real quando a inflação no período anterior aumentava. O efeito era oposto quando o regime apresentava baixa volatilidade.

Contador (1973) por meio de modelos econométricos, considerando as expectativas de inflação, procurou sintetizar algumas comprovações empíricas sobre a influência das políticas econômicas no mercado brasileiro de ações do Rio de Janeiro. O

autor chegou à conclusão geral de que a oferta monetária, os lucros reais das sociedades anônimas, as expectativas de inflação e os retornos das ORTN (taxa nominal de retorno das obrigações reajustáveis) afetam significativamente o nível do comportamento do mercado, e que a inflação é um dos principais determinantes das flutuações na relação lucro-preço das empresas.

De Medeiros e Ramos (2004) procuraram mostrar que as verdadeiras dificuldades para o desenvolvimento do mercado acionário brasileiro são de natureza econômica, política e social, utilizando dados referentes ao período de janeiro de 1995 a dezembro de 2003. Os autores identificaram que o mercado acionário é afetado positivamente pela taxa de câmbio, pelo crescimento econômico e pelo desempenho no mercado internacional. Já o mercado passa a ser afetado negativamente pelas taxas de juros e pelo risco-país.

Grôppo (2006) analisou a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas, como taxa de juros, e os preços dos ativos sobre o enfoque multivariado (VAR) e a função de resposta ao impulso e a decomposição da variância de erro de previsão das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa. Compreendendo a análise o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2003. Dentre os resultados obtidos há a explicitação da alta sensibilidade da Ibovespa à taxa de juros real (SELIC) de curto prazo. Dessa forma a taxa de juros é importante para a economia brasileira, sugerindo que os agentes econômicos veem o investimento em renda fixa como um substituto das aplicações em ações.

Pereira (2013) analisou o impacto da Política Monetária Brasileira no mercado de ações brasileiro, no período de 2001 até 2012, realizando um estudo de evento através de modelos de regressão linear, com verificações nas taxas de juros observadas, esperadas e não esperadas. A autora identificou que os coeficientes da taxa de juros SELIC observada são negativos e estatisticamente relevantes, ou seja, uma elevação da taxa, no curto prazo, provoca redução no retorno das ações. Assim como foram encontrados indícios de que a expectativa de aumento da taxa de juros também provoca redução no retorno do mercado brasileiro. Outra observação foi a de que a volatilidade da taxa de juros SELIC esperada é maior que a observada, o que mostrou a dificuldade em projetar a SELIC nominal.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Esse artigo objetiva analisar a relação existente entre a taxa de juros praticada no Brasil e o mercado de capitais brasileiro sob a perspectiva da observação da variação da taxa de juros SELIC e o índice IBOVESPA. Para tal, foi utilizado o modelo de regressão linear simples.

Para a análise do impacto, foi realizada a abordagem de estudo empírico que compreende o período de outubro de 2003 a dezembro de 2013, com periodicidade mensal, com 120 observações.

Serão utilizados os seguintes dados: para variável dependente ou prevista será adotado o Retorno de Mercado Acionário, calculado com base fechamento do índice da Bolsa de Valores de São Paulo - IBOVESPA, obtido no banco de dados da Economática, desde o período de janeiro de 1999 até dezembro de 2013; e para a variável independente será adotada a taxa de juros básica da economia, expressa pela taxa SELIC, cuja série histórica de janeiro de 1999 até dezembro de 2013 foi coletada no site do Banco Central do Brasil e no banco de dados da Economática.

Pode-se expressar como modelo a ser adotado, primeiramente, a seguinte fórmula:

$$RM_t = \alpha + \beta \Delta SELIC_t + u_t \quad (1)$$

Na qual:

RM_t : corresponde ao retorno do mercado acionário no instante t ;

$\Delta SELIC_t$: corresponde ao valor de variação da taxa juros SELIC praticada no instante t ;

α e β : correspondem aos coeficientes da equação;

u_t : corresponde ao erro aleatório no instante t .

Porém devido os testes não possibilitarem a rejeição da hipótese nula, foi estimada uma segunda regressão:

$$RM_t = \alpha + \beta_1 \Delta SELIC_t + \beta_2 \Delta SELIC_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Na qual:

RM_t : corresponde ao retorno do mercado acionário no instante t ;

$\Delta SELIC_t$: corresponde ao valor de variação da taxa juros SELIC praticada no instante t ;

$\Delta SELIC_{t-1}$: corresponde ao valor de variação da taxa de juros SELIC praticada do instante $t-1$;

α , β_1 e β_2 : correspondem aos coeficientes da equação;

u_t : corresponde ao erro aleatório no instante t .

Porém devido os testes não possibilitarem a rejeição da hipótese nula, foi

Para o cálculo do retorno do mercado acionário, a variável dependente ou explicada nos modelos (1) e (2), foi utilizado por base o Índice BOVESPA (IBOVESPA), e aplicada a seguinte metodologia que representa o ganho de capital segundo Ross, Westerfield, Jaffe (2002):

$$RM_t = \frac{IBOVESPA_t - IBOVESPA_{t-1}}{IBOVESPA_{t-1}} \quad (I)$$

Onde:

RM_t : corresponde ao retorno do mercado acionário no instante t ;

$IBOVESPA_t$: corresponde ao fechamento do IBOVESPA no instante t ;

$IBOVESPA_{t-1}$: corresponde ao fechamento do IBOVESPA no instante $t-1$.

Para o cálculo da variação da taxa de juros SELIC foi adotado o seguinte modelo:

$$\Delta SELIC_t = SELIC_t - SELIC_{t-1} \quad (II)$$

No qual:

$\Delta SELIC_t$: corresponde à variação da taxa SELIC no instante t ;

$SELIC_t$: corresponde à taxa média mensal de juros no instante t ;

$SELIC_{t-1}$: corresponde à taxa média mensal de juros no instante $t-1$;

Tendo em vista a discussão no item 2.3.1 apresentado anteriormente, espera-se que o comportamento das variáveis explicativas seja negativo (para $\beta_n < 0$), pois um aumento na variação das taxas de juros deverá impactar o mercado de forma negativa, ou seja, o retorno do mercado de ações será reduzido.

Para a verificação da significância estatística dos parâmetros foram realizados os seguintes testes (GUJARATI 2006)

- a) Teste-F: avalia a significância estatística dos parâmetros em conjunto, pelo teste de hipóteses, na qual, seu objetivo é dizer se a hipótese nula é ou não aceitável;
- b) Teste-t: consiste na avaliação da significância estatística, de cada parâmetro, por um teste de hipóteses; e
- c) Teste de Durbin-Watson: consiste na verificação de auto correlação dos resíduos.

4. ANÁLISE DE DADOS

Tendo como base os parâmetros estabelecidos nos procedimentos metodológicos e os dados da amostra definidos no capítulo anterior, a análise de dados consiste na apresentação da tabela estatística descritiva dos dados utilizados, na estimação dos modelos econométricos utilizados e a aplicação dos testes de significância.

4.1. Estatística Descritiva das Variáveis

Tabela 1: Estatística Descritiva das Variáveis Explicada e Explicativas

	<u>Retorno</u>	<u>$\Delta SELIC_t$</u>	<u>$\Delta SELIC_{t-1}$</u>
Média	0,0121	-0,0001	-0,0001
Mediana	0,0122	0,0000	0,0000
Desvio Padrão	0,0664	0,0012	0,0012
Máximo	0,1556	0,0031	0,0031
Mínimo	-0,2480	-0,0034	-0,0034
Assimetria	-0,3325	-0,0285	-0,0105
Curtose	1,0600	0,6396	0,6076
Nível de confiança (95%)	0,0120	0,0002	0,0002

Para as variáveis analisadas ao nível de significância de 5%, pode-se rejeitar a hipótese nula.

4.2. Modelo Econométrico 1

4.2.1. Estimação do Modelo Econométrico 1

O modelo 1 considera apenas a variação da taxa de juros SELIC como variável explicativa para o retorno do mercado acionário, conforme Bernanke e Kuttner (2005).

$$RM_t = \alpha + \beta \Delta SELIC_t + \mu_t \quad (1)$$

Onde RM_t é o retorno do IBOVESPA, $\Delta SELIC_t$ é a variação da taxa de juros SELIC, α e β são os parâmetros da regressão e μ_t é o erro aleatório, com média zero e variância constante.

O resultado empírico obtido para a equação do modelo 1 foi:

$$RM_t = 0,00978 - 6,4211 \Delta SELIC_t + u_t$$

A regressão foi realizada pelo Eviews 7.0, e o resultado obtido está explícito no Quadro 1 abaixo.

Tabela 2: Resultado da regressão (1)

Variável Dependente: RM				
Método: Mínimos Quadrados				
Data: 12/01/14 Hora: 16:45				
Amostra: 60 179				
Observações incluídas: 120				
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Estatística-t	P-valor.
C	0.009780	0.005923	1.651123	0.1014
D(SELIC)	-6.421127	5.269348	-1.218581	0.2254
R-quadrado	0.012428	Média var. dependente		0.010114
R-quadrado ajustado	0.004059	D.P. var. dependente		0.064946
Soma dos Erros	0.064814	Critério de inf. Akaike		-2.618070
Soma Quad. Resíduos	0.495698	Critério Schwarz		-2.571612
Log probabilidade	159.0842	F-calculado		1.484939
Est. Durbin-Watson	1.685057	P-valor		0.225434

O coeficiente da variação da taxa de juros SELIC apresentou sinal negativo como esperado, isto é, quando há uma elevação da taxa de juros, o retorno do mercado tende a cair, e vice-versa. Porém não apresentou significância estatística. O mesmo é observado no estudo de Bernanke e Kuttner (2005). O coeficiente apresenta sinal negativo, porém não apresenta significância estatística. Já no estudo de Pereira (2013), ao realizar esse mesmo teste, foi observada a significância estatística ao nível de 5,5% para o coeficiente negativo da taxa de juros SELIC meta nominal.

O coeficiente de determinação, indicador de grau de ajuste da regressão, R-quadrado apresenta um valor de 0,012, ou seja, indica que a regressão explica aproximadamente 1,2% da variação do retorno do mercado acionário.

O poder de explicação do modelo 1 é baixo, pois além da taxa de juros, existem outros parâmetros que afetam o retorno do mercado acionário e, também, o fato da alteração na taxa de juros não ter apresentado efeito direto no retorno das ações.

4.2.2. Testes de significância do Modelo Econométrico 1

Realizando o Teste-F, o F-calculado é inferior ao F-tabelado para o nível de confiança de 95%, 1,4849 (F-calculado) < 3,9215 (F-tabelado). Desse modo, não se pode rejeitar H_0 , ou seja, α e β não são conjuntamente estatisticamente diferentes de zero. Assim, não se pode afirmar que existe regressão.

No teste t, para o t-tabelado igual a 1,9803, nem o parâmetro de interseção e nem o parâmetro de variação da taxa SELIC apresentam significância estatística. Ambos os parâmetros possuem estatística t, 1,6511 e -1,2186, respectivamente, menores que o t-tabelado, não permitindo a rejeição da hipótese nula.

O coeficiente β apresenta o sinal negativo esperado no resultado da regressão. Isto é, quando há uma elevação da taxa de juros, o retorno do mercado tende a cair, e vice-versa. Porém, ao analisar o p-valor é perceptível que esse coeficiente só é significativo a 22,5%. Sendo assim, não se pode rejeitar a hipótese nula (H_0) a 5%.

Devido as faltas de significância estatística em ambos os testes, Teste-F e Teste-T, foi então estimada a regressão do modelo 2.

4.3. Modelo Econométrico 2

4.3.1. Estimação do Modelo Econométrico 2

O modelo 2 considera a variação da taxa de juros SELIC no instante t e a variação no instante t-1 como variáveis explicativas para o retorno do mercado acionário, visto que no modelo 1, a resposta do mercado à variação da taxa SELIC tem o sinal correto mas não é significativa a 5%. Assim, o modelo 2 é especificado como:

$$RM_t = \alpha + \beta_1 \Delta SELIC_t + \beta_2 \Delta SELIC_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Onde RM_t é o retorno do IBOVESPA; $\Delta SELIC_t$ é a variação da taxa de juros SELIC no instante t; $\Delta SELIC_{t-1}$ é a variação da taxa de juros SELIC no instante t-1; α , β_1 , β_2 são os parâmetros da regressão; e u_t é o erro aleatório, com média zero e variância constante.

O resultado empírico obtido para a equação do modelo 2 foi:

$$RM_t = 0.008426 - 14.11621 \Delta SELIC_t - 13.75471 \Delta SELIC_{t-1} + u_t$$

A regressão foi realizada, também, pelo Eviews 7.0, e o quadro 2, abaixo, mostra o resultado obtido.

Tabela 3: Resultado da regressão (2)

Variável Dependente: RM				
Método: Mínimos Quadrados				
Data: 11/27/14 Hora: 20:35				
Amostra: 60 179				
Observações incluídas: 120				
Variável	Coefficiente	Std. Erro	Estatística-t	P-valor.
C	0.008426	0.005850	1.440330	0.1524
D(SELIC)	-14.11621	6.177948	-2.284936	0.0241
D(SELIC(-1))	-13.75471	6.024122	-2.283273	0.0242
R-quadrado	0.054555	Média var. dependente		0.010114
R-quadrado ajustado	0.038394	D.P. var. dependente		0.064946
Soma dos Erros	0.063687	Critério de inf. Akaike		-2.644998
Soma Quad. Resíduos	0.474552	Critério Schwarz		-2.575310
Log probabilidade	161.6999	Critério Hannan-Quinn		-2.616697
Estatística-F	3.375648	Est. Durbin-Watson		1.753372
P-valor	0.037559			

Os coeficientes β_1 e β_2 apresentaram sinal negativo conforme o esperado. O resultado da regressão também mostra que ambos os coeficientes são significantes a 2,4%, analisando-se o valor-P, confirmando que o impacto da variação da taxa de juros no retorno acionário agregado ocorre em parte contemporaneamente e em parte defasadamente. Verifica-se que um aumento de 1% na variação da taxa SELIC em contemporaneidade gera um impacto negativo de, aproximadamente, 14,12% no mercado acionário brasileiro e a cada aumento de 1% na variação da taxa SELIC defasada gera impacto negativo de, aproximadamente, 13,76% no retorno no mercado de ações.

O resultado do modelo 2 indica que o retorno do mercado acionário brasileiro responde negativamente não só à variação contemporânea da taxa de juros básica da economia brasileira, mas também à variação defasada da referida taxa, o que é comum em variáveis econômico-financeiras em geral. Verifica-se que 50,66% das variações totais da taxa SELIC tem um impacto no retorno do mercado no mesmo mês, enquanto 49,44% são originados de variações da SELIC do mês anterior. Já o coeficiente de interseção não apresenta significância ao nível de 5% por apresentar p-valor de 0,1524. Entretanto, o intercepto não é relevante para a presente análise, mas deve ser mantido na regressão.

O coeficiente de determinação, indicador de grau de ajuste da regressão, R-quadrado apresenta um valor de 0,0545, ou seja, indica que a regressão explica aproximadamente 5,46% da variação do retorno do mercado acionário.

Ambos os modelos possuem níveis baixos de explicação para a variável explicada pelas regressões. Tal fato ocorre pela interferência de outros fenômenos de cunho

econômico, político e social no preço das ações brasileiras, conforme de Medeiros e Ramos (2004), que não foram considerados, por não ser objetivo do presente trabalho.

4.3.2. Testes de significância do Modelo Econométrico 2

O F-calculado é maior que o F-tabelado para um nível de confiança de 95%, $3,3756 > 3,0737$, ou seja, rejeita-se hipótese nula da regressão ao nível de 5%. Desse modo, conjuntamente, os parâmetros estabelecidos apresentam significância.

Para o t-tabelado igual a 1,9804, ambos os parâmetros possuem o t-calculado, -2,2849 e -2,2832, respectivamente, maiores que o t-tabelado, se podendo rejeitar a hipótese nula. Isso significa que tanto a variação contemporânea quanto a variação defasada da taxa SELIC influem no retorno do mercado acionário brasileiro.

O Teste DW (Durbin-Watson) foi utilizado nesse modelo para testar a auto correlação, ou dependência, dos resíduos da regressão. Tomando como base a tabela estatística d de Durbin-Watson significância, encontra-se para $t = 120$ um d_u correspondente ao valor de 1,733, por interpolação entre $t = 100$ e $t = 150$ ($k=2$ excluindo a constante).

Para que haja dependência dos resíduos, $d_u < \text{estatística Durbin-Watson} < (4 - d_u)$, onde d_u é o valor tabelado. Como $1,733 < 1,7533$, há evidências de ausência de auto correlação ao nível de 5%. A ausência de auto correlação permite considerar que os coeficientes da regressão são não-viesados e consistentes.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve por objetivo a análise da influência da taxa de juros adotada pela economia brasileira, a taxa SELIC, no mercado de capitais brasileiro, por meio de modelos econométricos.

Primeiramente foi estipulado um modelo econométrico em consonância com o modelo de Bernanke e Kuttner (2005), no qual a ênfase é dada à variação da SELIC no instante t . Posteriormente, foi adotada um modelo no qual foi acrescida a variação da SELIC no instante $t-1$, permanecendo a ênfase na taxa de juros.

Os resultados obtidos nesse estudo indicam que aumentos na taxa de juros SELIC, no curto prazo, provocam impactos negativos, reduções no retorno do mercado de ações brasileiro, e vice e versa, uma vez que os coeficientes da variação da taxa SELIC apresentaram sinais negativos nos dois modelos estabelecidos.

Porém, observou-se que no primeiro modelo (1), apesar do coeficiente de variação da taxa de juros SELIC ser negativo, não houve significância estatística, estando de acordo com o resultado obtido no estudo de Bernanke e Kuttner (2005), no qual os autores não encontraram relação significativa entre a taxa de juros e o retorno do mercado de ações americano.

O modelo (1) apresentou resultado divergente daquele encontrado no trabalho de Pereira (2013), pois a autora encontrou significância estatística ao nível de 5,5% (cinco inteiros e cinco décimos por cento) para o coeficiente negativo da variação da taxa de juros SELIC. Entretanto, Pereira (2013) utilizou a metodologia de estudo de eventos, que é diferente daquela adotada no presente trabalho.

No segundo modelo (2) especificado, os coeficientes encontrados para a variação da taxa de juros SELIC foram negativos, confirmando a premissa de que aumentos na taxa de juros, em um período de curto prazo, afetam negativamente o retorno acionário no Brasil. Nesse modelo ambos os coeficientes apresentaram significância estatística a um nível de 5%, mostrando que o impacto da variação da taxa de juros SELIC em parte ocorre contemporaneamente, e em parte ocorre em defasagem.

Observa-se que um aumento de 1% na variação da taxa SELIC em contemporaneidade gera um impacto negativo de, aproximadamente, 14,12% no mercado acionário brasileiro. E, a cada aumento de 1% na variação da taxa SELIC em defasagem gera impacto negativo de, aproximadamente, 13,76% no retorno no mercado de ações.

Como limitação, pode-se apresentar a quantidade de elementos da amostra. Embora possua número suficiente para a análise, seu tamanho foi limitado pelo ano de inserção do sistema de metas inflacionárias no Brasil, 1999. Outra limitação foi a utilização do IBOVESPA como estimativa para o valor do mercado acionário, o que não possibilita a generalização para todas as empresas listadas no BM&FBOVESPA.

Recomenda-se estudos futuros que verifiquem o impacto da taxa de juros SELIC no mercado acionário brasileiro no curto, médio e longo prazo. Além de se avaliar a variação do retorno do mercado em detrimento de outras variáveis como a variação do câmbio e variáveis endógenas às empresas.

REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

AVERBUG, André & GIAMBIAGI, Fábio. A Crise Brasileira de 1998/1999 - Origens e Consequências. Texto para Discussão nº 77, Rio de Janeiro, 2000.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Regime de Metas para a Inflação no Brasil – com informações até março de 2014. Série Perguntas Mais Frequentes. Brasília, 2014. Disponível em < <http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/faq%2010-regime%20de%20metas%20para%20a%20infla%C3%A7%C3%A3o%20no%20brasil.pdf>>. Último acesso em: 18/11/2014.

BERNANKE, B. S.; KUTTNER, K. N. *What explains the stock market's reaction to Federal Reserve Policy?*. The Journal of Finance, v. LX, n.3, jun. 2005

CARDOSO, Eliana. A Inflação no Brasil. in Alkimar Moura, organizador, PAEG e Real: Dois planos que mudaram a economia brasileira, Rio de Janeiro: FGV Editora. 2005, pp.17-35.

CONTADOR, Cláudio Roberto. Política monetária, inflação e mercado de ações no Brasil uma síntese de conclusões. Revista Brasileira de Economia, v. 28, n. 3, p. 3–34.

COUTINHO, Luciano. BELUZZO, Luiz Gonzaga. “Financeirização” da riqueza, inflação de ativos e decisões de gasto em economias abertas. Economia e Sociedade, Campinas, São Paulo. Edição (11): 137-50, dez. 1998. 143

DE MEDEIROS, O. R.; RAMOS, F. C. Determinantes do desempenho e volatilidade da BOVESPA: um estudo empírico. In: CONGRESSO DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 4., 2004, São Paulo Disponível em <<http://www.congressosp.fipecafi.org/web/artigos42004/71.pdf>>. Último acesso em 28/11/2014.

DECRETO No 3.088, DE 21 DE JUNHO DE 1999. Disponível em <
http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/D3088.htm > Último acesso em:
24/11/2014

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. Revista de Administração de Empresas – Edição especial Minas Gerais, v. 46, n. 1, p. 72-85, 2006

GUJARATI, Damodar N. Econometria básica. São Paulo: Elsevier: Campus, 2006. 812 p

MISHKIN, F. Symposium on the monetary transmission mechanism. Journal of Economic Perspectives, v. 9, n. 4, Fall 1995.

BERNANKE, B; GERTLER, M. Monetary Policy And Asset Price Volatility. News Challenges for Monetary Policy, Federal Reserve Bank of Kansas City. 1999.

MODIGLIANI, F. Monetary policy and consumption. In: Consumer spending and monetary policy: The Linhages. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, p. 9-84, 1971.

NAKANO, Y. O regime monetário e de dívida pública brasileira e a alta taxa de juros. Revista de Conjuntura Econômica, v. 59, n. 11, p. 10-12, 2005.

NETO, Arminio Fraga. Dez Anos de Metas para a Inflação. Banco Central do Brasil. Dez Anos de Metas para a Inflação - 1999-2009. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. 456 p.

OMAR, J.H.D. Taxa de juros: comportamento, determinação e implicações para a economia brasileira. Revista de Economia Contemporânea, v. 12, n. 3, p. 463-490, set./dez. 2008

PEREIRA, Clesia Camilo Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário Brasileiro no Período de 2001 a 2012. Brasília: Teses de Doutorado - UnB, 2013. 142 p.

Disponível em: < http://www.cca.unb.br/images/teses_dout/dout_tese_018.pdf> . Último acesso em: 30/11/2014.

PORTUGAL, Marcelo S.; RAMOS, Pedro Lutz. Determinantes do Desempenho e Volatilidade na Bovespa: Um Estudo Empírico. Programa de pós-graduação em Economia – UFRGS.2010 Disponível em < http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2010_03.pdf> Último acesso em 17/11/2014

RESOLUÇÃO Nº 2.615 do Banco Central. Disponível em < http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/1999/pdf/res_2615_v1_O.pdf>. Último acesso em 15/11/2014.

ROSS, Stephen A; WESTERFIELD, Randolph; JAFFE, Jeffrey F. Administração financeira - Corporate finance. 2.ed. São Paulo: Atlas, 2002. 776 p

TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. Journal of Money, Credit, and Banking, v. 1, n.1, p. 15-29, fev.1969

7. APÊNDICE

Apêndice 1: Tabela de dados utilizados.

Período	RETORNO	ΔSELICt	ΔSELICt-1
out-03	0,1232	-0,0004	-0,0009
nov-03	0,1224	-0,0030	-0,0004
dez-03	0,1017	0,0003	-0,0030
jan-04	-0,0173	-0,0011	0,0003
fev-04	-0,0044	-0,0018	-0,0011
mar-04	0,0178	0,0029	-0,0018
abr-04	-0,1145	-0,0020	0,0029
mai-04	-0,0032	0,0005	-0,0020
jun-04	0,0821	0,0000	0,0005
jul-04	0,0562	0,0006	0,0000
ago-04	0,0209	0,0001	0,0006
set-04	0,0194	-0,0004	0,0001
out-04	-0,0083	-0,0004	-0,0004
nov-04	0,0901	0,0004	-0,0004
dez-04	0,0425	0,0023	0,0004
jan-05	-0,0705	-0,0010	0,0023
fev-05	0,1556	-0,0017	-0,0010
mar-05	-0,0543	0,0031	-0,0017
abr-05	-0,0664	-0,0012	0,0031
mai-05	0,0147	0,0009	-0,0012
jun-05	-0,0062	0,0008	0,0009
jul-05	0,0396	-0,0007	0,0008
ago-05	0,0769	0,0015	-0,0007
set-05	0,1262	-0,0016	0,0015
out-05	-0,0440	-0,0010	-0,0016
nov-05	0,0571	-0,0003	-0,0010
dez-05	0,0482	0,0009	-0,0003
jan-06	0,1473	-0,0004	0,0009
fev-06	0,0059	-0,0028	-0,0004
mar-06	-0,0171	0,0028	-0,0028
abr-06	0,0636	-0,0034	0,0028
mai-06	-0,0950	0,0020	-0,0034
jun-06	0,0027	-0,0010	0,0020
jul-06	0,0122	-0,0001	-0,0010
ago-06	-0,0228	0,0009	-0,0001
set-06	0,0060	-0,0020	0,0009
out-06	0,0772	0,0004	-0,0020
nov-06	0,0680	-0,0007	0,0004
dez-06	0,0606	-0,0003	-0,0007
jan-07	0,0038	0,0009	-0,0003
fev-07	-0,0168	-0,0021	0,0009

mar-07	0,0436	0,0018	-0,0021
abr-07	0,0688	-0,0011	0,0018
mai-07	0,0677	0,0008	-0,0011
jun-07	0,0406	-0,0012	0,0008
jul-07	-0,0039	0,0007	-0,0012
ago-07	0,0084	0,0002	0,0007
set-07	0,1067	-0,0019	0,0002
out-07	0,0802	0,0012	-0,0019
nov-07	-0,0354	-0,0008	0,0012
dez-07	0,0140	0,0000	-0,0008
jan-08	-0,0688	0,0008	0,0000
fev-08	0,0672	-0,0013	0,0008
mar-08	-0,0397	0,0004	-0,0013
abr-08	0,1132	0,0006	0,0004
mai-08	0,0696	-0,0002	0,0006
jun-08	-0,1044	0,0008	-0,0002
jul-08	-0,0848	0,0011	0,0008
ago-08	-0,0643	-0,0005	0,0011
set-08	-0,1103	0,0009	-0,0005
out-08	-0,2480	0,0007	0,0009
nov-08	-0,0177	-0,0016	0,0007
dez-08	0,0261	0,0010	-0,0016
jan-09	0,0466	-0,0008	0,0010
fev-09	-0,0284	-0,0019	-0,0008
mar-09	0,0718	0,0012	-0,0019
abr-09	0,1555	-0,0013	0,0012
mai-09	0,1249	-0,0007	-0,0013
jun-09	-0,0326	-0,0001	-0,0007
jul-09	0,0641	0,0003	-0,0001
ago-09	0,0315	-0,0010	0,0003
set-09	0,0890	0,0000	-0,0010
out-09	0,0005	0,0000	0,0000
nov-09	0,0893	-0,0003	0,0000
dez-09	0,0230	0,0007	-0,0003
jan-10	-0,0465	-0,0007	0,0007
fev-10	0,0168	-0,0007	-0,0007
mar-10	0,0582	0,0017	-0,0007
abr-10	-0,0404	-0,0009	0,0017
mai-10	-0,0664	0,0009	-0,0009
jun-10	-0,0335	0,0004	0,0009
jul-10	0,1080	0,0007	0,0004
ago-10	-0,0351	0,0003	0,0007
set-10	0,0658	-0,0004	0,0003
out-10	0,0179	-0,0004	-0,0004
nov-10	-0,0420	0,0000	-0,0004

dez-10	0,0236	0,0012	0,0000
jan-11	-0,0394	-0,0007	0,0012
fev-11	0,0122	-0,0002	-0,0007
mar-11	0,0179	0,0008	-0,0002
abr-11	-0,0358	-0,0008	0,0008
mai-11	-0,0229	0,0015	-0,0008
jun-11	-0,0343	-0,0003	0,0015
jul-11	-0,0574	0,0001	-0,0003
ago-11	-0,0396	0,0011	0,0001
set-11	-0,0738	-0,0013	0,0011
out-11	0,1149	-0,0006	-0,0013
nov-11	-0,0251	-0,0002	-0,0006
dez-11	-0,0021	0,0005	-0,0002
jan-12	0,1113	-0,0002	0,0005
fev-12	0,0434	-0,0014	-0,0002
mar-12	-0,0198	0,0007	-0,0014
abr-12	-0,0417	-0,0011	0,0007
mai-12	-0,1186	0,0003	-0,0011
jun-12	-0,0025	-0,0010	0,0003
jul-12	0,0321	0,0004	-0,0010
ago-12	0,0172	0,0001	0,0004
set-12	0,0370	-0,0015	0,0001
out-12	-0,0356	0,0007	-0,0015
nov-12	0,0071	-0,0006	0,0007
dez-12	0,0605	0,0000	-0,0006
jan-13	-0,0195	0,0005	0,0000
fev-13	-0,0391	-0,0011	0,0005
mar-13	-0,0187	0,0006	-0,0011
abr-13	-0,0078	0,0006	0,0006
mai-13	-0,0430	-0,0002	0,0006
jun-13	-0,1131	0,0001	-0,0002
jul-13	0,0164	0,0012	0,0001
ago-13	0,0368	-0,0001	0,0012
set-13	0,0465	0,0000	-0,0001
out-13	0,0366	0,0010	0,0000
nov-13	-0,0327	-0,0009	0,0010
dez-13	-0,0186	0,0007	-0,0009